

한국 가계의 주식시장 참가
결정요인 분석

임 경 목
(한국개발연구원 연구위원)

Determinants of Stock Market Participation Decision:
The Case of Korean Households
Kyung-Mook Lim
(Korea Development Institute)

- 핵심주제어: 주식시장 참여, 가계자산구성
- JEL 코드: G11, D1

ABSTRACT

Using household survey data set during 1993~1998 period, this paper analyzes patterns and determinants of household stock market participation. The results shows that the age profile of stock market participation in Korean household is humped-shaped as in other developed countries. Also, households with a higher level and lower variability of income, bigger financial asset, and higher education level are more likely to be stockholders.

The stock market participation rate of the self-employed is substantially lower than that of the employed. In Korea, the high proportion of self-employed among total labor force seems to lower the stock market participation rate.

.....

본 연구는 1993~98년에 조사된 미시자료를 이용하여 한국 가계의 주식시장 참여패턴을 분석하고 이를 결정짓는 요인을 규명한다. 연구결과에 따르면 한국 가계의 주식시장 참여패턴은 기존 선진국에서 나타난 바와 같이 연령별로 역U자 형태를 보이고 있으며 소득이나 금융자산규모가 크고 교육수준이 높을수록 참여율이 높아지는 형태를 보이고 있다. 또한 주택보유 가계가 무주택 가계에 비해 높은 주식시장 참여율을 보이고 있으며, 이는 부분적으로 우리나라의 주택금융제도에 영향 받은 것으로 분석되었다.

한편 직종별로는 임금근로자 가계가 자영업자에 비해 높은 주식시장 참여율을 보이고 있어 우리나라의 상대적으로 높은 자영업자 비중이 가계의 주식시장 참여도를 낮추는 방향으로 작용하는 것으로 나타났다.

1. 서론

가계의 자산구성은 저축을 통해 축적된 자산운용의 결과로서 경제 내에 존재하는 자산들에 대한 가계의 선호도를 보여줄 뿐 아니라 개별 자산시장의 발전정도를 나타내는 기준이 된다.

가계자산 구성에 대한 이론적 연구는 무위험자산과 위험자산 간의 선택문제를 다루면서 1960년대 이후 꾸준히 진행되어 왔으나, 실증분석의 경우는 자료의 미비로 인해 1980년대 후반 들어 미국의 ‘Survey of Consumer Finance’가 주기적으로 조사된 이후에야 비로소 연구가 활발해졌다.¹⁾ 초기 실증연구들은 주로 연령별 주식보유패턴을 분석하였는데, 이는 1990년대의 미국의 주식시장이 활황을 보였고 이러한 현상이 미국 베이비붐 세대의 은퇴를 대비한 주식투자수요 급증에 따른 것이라는 주장에 따라 과연 연령별로 개별 자산에 대한 수요에 차이가 있는지를 검증하기 위한 것이었다. 이에 더해 고령화 추세에 따른 인구구조의 변화가 자산시장에 미칠 영향에 대한 관심이 높아진 점도 가계 금융자산의 구성 및 그 결정요인에 대한 연구가 활발해진 배경으로 작용하였다.

우리나라의 경우에도 향후 인구구조가 급속하게 변화할 것으로 전망되고 있고, 연기금 규모의 급증 등 금융자산 수요구조가 급격하게 변화할 상황에 직면하고 있다. 이러한 변화가 금융시장 및 국가경제적으로 어떠한 영향을 미칠지에 대한 관심이 높아지고 있다. 그간 우리나라의 저축률이 세계적으로 높은 수준을 유지함에 따라 저축률의 결정요인에 관한 연구는 상당히 축적되어 있는 데 반해, 가계의 자산구성에 대한 연구는 상대적으로 부족한 상황이다.

이에 본 연구는 미시자료를 이용하여 우리나라 가계의 자산구성을 살펴보고 이를 주요 국가들의 자료를 이용한 기존 문헌들의 결과와 비

1) 최초의 ‘Survey of Consumer Finance’는 1964년에 실시되었으나, 이후 중단되었다가 1986년에야 다시 조사가 이루어지기 시작했다.

교한다. 그간의 기존연구에서 주식보유에 영향을 미치는 것으로 식별된 요인들을 우리나라 미시자료를 이용하여 분석하고, 주식의 보유패턴 및 주식보유의 결정요인에 관한 실증분석결과에 대한 해석을 기존의 자산선택이론을 이용하여 제시한다.

주요 연구결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 주식에 대한 상대적으로 낮은 선호도를 제외하고는 연령별 주식 참여도가 역U자 형태를 보이고, 주식보유자의 경우 금융자산의 규모가 크고, 교육수준이 높으며, 주택을 소유한 경우가 많다는 점 등 주요국의 자료를 이용한 기존 연구와 크게 다르지 않게 나타났다. 둘째, 가계자산 축적의 기반이 되는 소득의 특성이 가계의 자산구성에 영향을 미칠 수 있다는 점을 보인다. 특히, 자영업자의 주식시장 참여도가 임금소득자에 비해 낮다는 점을 밝히고, 한국의 낮은 주식시장 참여율이 자영업자의 비중이 높은 취업인구의 구성에 영향을 받았음을 제시한다. 셋째, 우리나라의 경우에도 주식시장 참여에 고정비용이 존재한다면, 고정비용의 존재가 우리나라 가계의 금융자산규모를 고려할 때 주식시장 참여유인을 낮추는 방향으로 작용하였을 가능성을 제시한다.

본고의 구성은 다음과 같다. II장에서는 자산구성의 이론 및 기존 실증연구들을 소개하고, III장에서는 증권거래소에서 발표하는 주주명부자료와 대우패널자료를 이용하여 가계금융자산의 기초통계량을 분석하고 이를 해외자료와 비교한다. IV장에서는 주식의 보유 결정 및 주식의 금융자산에서 차지하는 비중을 결정하는 요인에 대한 통계분석을 실시하고 III장에서 제시된 이론을 통해 분석결과를 해석한다. V장은 결론 및 시사점이다.

II. 자산구성이론 및 기존 실증분석

1. 자산구성이론의 소개

가. 기본이론

최적 자산선택이론(Optimal Asset Allocation)은 위험이 존재하지만 기대수익률이 높은 위험자산(주로 주식)과 무위험자산 간의 선택의 문제를 다루고 있다. 위험자산(risky asset)으로 주로 고려되는 자산은 주식이다. 주식은 투자시 수익률에 대한 불확실성을 내포한 자산이다. 이러한 불확실성을 고려할 때 주식의 기대수익률은 무위험자산(risk-free asset)에 비해서 높게 나타난다는 것이 일반적으로 취해지는 가정이며, 이는 경제학에서 통용되는 위험기피적(risk averse) 투자자의 경우 확정된 수익률을 포기하고 수익률이 불확실한 자산에 투자하게 하려면 확정수익률보다 기대수익률이 높아야 주식에 대한 수요가 생긴다는 특성에 따른 것이다. 주식에 투자해 얻을 수 있는 기대수익률을 R^s 라 하고 무위험 자산에 투자하여 얻을 수 있는 수익률을 R^f 라 하면 위험프리미엄(risk premium)은 $R^s - R^f$ 로 정의할 수 있다. 초기의 최적 자산선택이론은 일정한 가정들하에서 위험자산과 무위험자산 간의 구성비율이 일생동안 (투자기간에 상관없이) 일정하게 유지되어야 함을 보였다.²⁾ 이러한 결과는 다음의 네 가지 가정하에서 얻어질 수 있다.

첫째, 개별자산의 수익률이 iid(independently and identically distributed over time)형태를 따라야 하며, 둘째 투자자의 효용함수가 CRRA(constant relative risk aversion)이며 시간에 영향을 받지 않으며 시간별로 분리할 수 있어야 하고(time-invariant and additively separable over time), 셋째 투자자가 노동소득과 같은 거래가 가능하지 않은 자산(non-tradeable asset)을 소유하지 않아야 하며, 넷째 시장이 완전(market completeness)하고 마

2) Samuelson(1969), Merton(1969) 등을 참조.

찰적 비용(no transaction cost or fixed cost)이 존재하지 않아야 한다는 가정이다.

위의 네 가지 가정하에서 Merton(1969)은 위험자산의 수익률 평균이 μ 이며 분산이 σ^2 를 따르는 분포를 가지고 CRRA 효용함수의 위험기피도가 γ 라고 할 때 위험자산에 대한 비중을 다음과 같이 유지하는 것이 최적자산선택이 된다는 것을 보였다.

$$\alpha = \frac{\mu}{\gamma\sigma^2} \quad (1)$$

이후 자산선택에 대한 이론들은 앞서 제시된 네 가지 가정들 중 일부를 완화하거나 제거하였을 때 최적 자산구성에 어떤 변화가 나타나는지를 분석하는 방향으로 발전하였다. 본고에서는 위에서 제시된 가정 중 세 번째, 네 번째 가정을 완화한 경우를 중심으로 논의를 전개하기로 한다.³⁾

나. 근로소득이 존재할 때의 최적 자산선택⁴⁾

먼저 투자자가 다음과 같은 CRRA 효용함수를 최적화한다고 하자. 여기서 C_t 는 t 기의 소비, $\delta < 1$ 는 시간할인율, $\gamma > 0$ 는 CRRA 효용함수에서의 위험기피도를 각각 나타낸다.

$$E \sum_{t=1}^T \delta^{t-1} U(C_t) = E \sum_{t=1}^T \delta^{t-1} \frac{C_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad (2)$$

Y_t 를 t 기의 소득으로 정의하고 α_t 를 금융자산(F_t) 중 위험자산에 대한 비중이라고 각각 정의하자. 금융자산 F_t 는 Deaton(1991)의 Cash-on-hand정의를 따르도록 하자. 즉, t 기에 이용 가능한 금융자산은 t 기의 소득과 $t-1$ 기에 투자된 금융자산의 실현된 수익과 원금의 합으로 정의한다.

3) 자산의 수익률에 시계열 상관성(serial correlation)이 존재하여 수익률을 예측할 수 있는 경우에 대한 연구로는 Barberis(2000), Campbell and Viceira(1999)를 참조.

4) 보다 상세한 논의는 Jagannathan and Kocherlakota(1996)나 Cocco, Gomes, and Maenhout(1999)를 참조.

$$F_t = Y_t + (F_{t-1} - C_{t-1})(\alpha_{t-1}R_t^s + (1 - \alpha_{t-1})R_t^f) \quad (3)$$

이때 투자자의 의사결정은 다음과 같은 Bellman 방정식으로 나타낼 수 있다.

$$V_t(F_t) = \text{Max}_{C_t, \alpha_t} [U(C_t) + \delta E_t V_t(F_{t+1})] \quad (4)$$

이러한 설정하에서 금융자산 중 위험자산이 차지하는 비중 $\alpha_t = S_t / FW_t$ 가 어떻게 결정되는지를 살펴보기로 하자.

우선 논의의 간결성을 위해 근로소득에 불확실성이 존재하지 않는다고 가정하자. t 기에서의 투자자의 총자산(TW_t)은 t 기에 소유하고 있는 자산(FW_t)과 현재가치로 할인된 미래소득의 흐름의 합(HW_t)이라고 볼 수 있다. 즉, 총자산은 식 (5)와 같이 표현될 수 있다.

$$TW_t = FW_t + HW_t, \text{ where } HW_t = \sum_{i=t}^T R_f^{t-i} Y_i \quad (5)$$

CRRA 효용함수를 가정한 경우 총자산(TW_t)에서 위험자산(S_t)이 차지하는 비중을 일생동안 일정하게 유지하는 것이 최적의 자산선택이 된다. 따라서 다음 식과 같이 총자산에서의 위험자산의 비중(α_t^{TW})이 $\bar{\alpha}$ 로 일정하게 된다.

$$\alpha_t^{TW} = \bar{\alpha}(\text{상수}) = \frac{S_t}{TW_t} = \frac{S_t}{FW_t + HW_t} \quad (6)$$

소득에 불확실성이 없다면 식 (5)의 HW_t 는 무위험자산으로 간주될 수 있을 것이다. 유산의 상속 등을 배제하면 청년기에는 미래소득의 현재가치가 총자산의 대부분을 차지할 것이다. 따라서 이미 총자산의 대부분이 무위험자산으로 이루어져 있으므로 금융자산 배분에서 위험자산의 비중을 크게 가져가게 된다. 반면에 나이가 들어갈수록 HW_t 가 작아짐에 따라 금융자산 중 무위험자산의 비중을 높게 가져가야 총자산에서 위험자산이 차지하는 비중이 일정하게 되며, 따라서 금융자산에서 위험자산이 차지하는 비중은 나이가 들어감에 따라 줄어들게 된다.

다만, 이러한 결과는 근로소득에 불확실성이 없다는 가정하에서 얻어진 것이다.⁵⁾ 소득의 불확실성이 존재하거나 소득에 대한 충격과 위험자산의 수익률에 대한 충격 간에 상관관계가 있다면 자산구성 결정에 영향을 미치게 된다. 다만, 기존의 실증연구에 따르면 임금소득자의 임금에 대한 충격과 위험자산(주식)에 대한 수익률 간에 큰 상관관계가 없으며 임금의 변동성이 위험자산의 변동성에 비해 작다는 것이 정설로 되어 있다. 따라서 평균적인 임금소득자의 미래소득의 현재가치는 위험자산보다는 무위험자산에 상대적으로 가까운 대체재(substitute)로 간주하는 데 큰 무리가 없을 것이다.

여기서 주목할 점은, 직업에 따라서 소득의 불확실성에 차이가 있다면 앞서 설명된 소득과 무위험자산에 대한 대체성은 줄어들게 될 것이고 이에 따라 주식보유의 유인이 감소할 수 있다는 것이다. 즉, 주식에 대한 수요는 소득의 변동성과 밀접한 관계를 갖게 된다. 즉, 주식에 대한 수요에 영향을 미칠 수 있는 요인들을 적절하게 고려한 후에는 동일한 소득의 변동성하에서 소득의 증가는 주식의 보유를 늘리는 방향으로 작용할 것이며, 변동성의 증가는 주식의 보유를 줄이는 방향으로 작용할 것이다.⁶⁾

다. 주식시장 참여에 고정비용이 존재할 때의 최적 자산 선택

개별 금융자산의 보유에 수반되는 비용은 여러 가지 형태로 나타날 수 있다. 새로운 자산에 투자하기 위해서는 그 자산에 대한 정보의 수집 및 이해가 필요할 것이고 이를 위해 시간과 노력이 들어갈 것이다. 예를 들어, 주식투자의 경우에도 주식시장제도 및 투자하려는 회사에 대한 이해뿐 아니라 경기 전반에 대한 이해를 필요로 한다. 일단 앞서 제시된

5) 만일 근로소득의 변동성이 위험자산의 수익률에 대한 변동성과 완전상관관계를 가진다면 나이가 들어가면서 오히려 위험자산의 비중을 늘려 가는 자산배분을 보이게 된다.

6) 이에 더해서 위험대비적 저축(precautionary saving)이 총저축에서 차지하는 비중이 높을 경우 주식시장에 대한 참여동기가 낮아질 것이라는 점에 착안하여 분석을 전개한 논문들도 존재하나 고정비용이 없이는 청년기에 주식시장 참여율이 낮은 이유를 설명하지는 못하였다.

정보를 이해하고 주식을 보유하기로 결정하여도 보유기간중에 추가적인 비용이 발생하게 된다. 여타 금융자산에 비해 변동성이 높아 매수와 매도시점의 결정 등을 위해 지속적인 관찰(*monitoring*)비용이 발생할 수 있기 때문이다.

주식시장 참여에 있어서 앞서 설명한 바와 같은 고정비용(*fixed cost*)이 존재한다면 주식시장에 초과 수익기대가 있다 하더라도 투자 가능한 자산의 규모는 주식시장 참여에 영향을 주게 된다. 즉, 주식시장 참여에 규모의 경제(*economy of scale*)가 발생할 수 있다. Haliassos and Bertaut (1995)는 주식시장 참여에 고정비용이 존재하는 모형의 분석을 통해 위험기피도가 높을 경우 적절한 정보획득비용(*information cost*)이 주식시장 참여를 막을 수 있음을 시뮬레이션을 통해 보였다. 또한 Vissing-Jorgensen(2002)은 다양한 형태의 주식시장 참여비용이 미국 가계의 주식시장 참여 결정에 영향을 줄 수 있다는 사실을 보였다.

주식시장 참여에 따르는 고정비용을 앞서 분석한 근로소득과 함께 고려하면 주식에 대한 수요는 연령별로 역U자 형태를 보일 수 있다. 즉, 앞서 설명한 바와 같이 고정비용이 존재하지 않을 경우 주식에 대한 수요는 연령이 증가함에 따라 감소하는 형태를 나타내지만 생애 초기에 금융자산의 규모가 작은 상황에서 고정비용의 존재가 주식시장 참여유인을 낮추는 방향으로 작용할 수 있기 때문이다. 역U자 형태는 대부분의 국가 자료를 이용한 실증분석에서도 나타난다.

특히, 강동수(2001)에 따르면 우리나라 상장기업의 부도확률은 미국의 경우에 비해 매우 높은 것으로 나타난다. 이러한 높은 부도위험이나 주식시장 자체의 높은 변동성을 고려할 때 우리나라의 경우 관찰비용에 관련된 고정비용이 미국에 비해 높을 것으로 판단된다.

2. 기존 실증연구

가계자산 구성에 대한 본격적인 연구는 미국의 Survey of Consumer Finance(이하 SCF)가 정기적으로 조사되면서 시작되었다. 가계의 자산구성에 대한 관심이 높아진 것은 SCF 이외에 국가별로 가계구성에 대한 조사자료가 가용해진 점 외에도⁷⁾ 1990년대 이후 미시자료를 통해 활발

히 전개된 저축에 대한 연구를 기반으로 저축을 통해 축적된 자산의 구성에 대한 관심이 높아진 점도 영향을 미쳤다. 이에 더해 대부분의 선진국에서 인구의 고령화가 일어남에 따라 은퇴 후를 대비하여 어떻게 자산을 운용하는지에 대한 관심도 높아졌다. 특히 미국의 경우 베이비붐 세대의 자산구성이 개별자산에 대한 수익률에 영향을 주었다는 주장이 학계와 언론⁸⁾에서 제기됨에 따라 가계의 자산운용에 대한 이론·실증 연구가 활발히 진행되었다.⁹⁾

가계자산 구성에 대한 실증연구는 크게 두 가지 방향으로 전개되고 있다. 초기에는 미시자료를 통해 자산구성의 결정요인이나 패턴을 분석한 연구가 많이 이루어졌다. 주로 연령, 교육수준, 직업 등 인구사회학적인 요소들이 자산구성에 미치는 영향을 분석하였으며, 특히 90년대의 주식시장 활황에 따라 주식시장 참여도나 주식의 (금융)자산에서 차지하는 비중에 대한 연구가 주를 이루었다.¹⁰⁾

이후에는 이러한 연구에서 나타난 정형화된 사실(stylized facts)을 설명할 수 있는 모델을 개발하고 이를 시뮬레이션 기법을 통해 검증하려는 연구도 다수 나타났다.¹¹⁾ 최근에는 그간 축적된 기법을 바탕으로 연금구성 등 정책변화가 가계금융자산 구성에 어떤 변화를 가져올 것인지에 대한 연구도 진행되고 있다.

가계의 자산구성에 대한 국내의 연구는 아직 활발하게 이루어지지

7) 미국의 경우 가계의 자산에 대한 광범위한 조사가 Survey of Consumer Finance라는 명칭으로 1962년에 처음 실시되었으며, 1982년 이후로는 미연방은행에서 3년마다 조사되고 있다. 이와 유사한 주요국의 자료로는 영국의 Financial Research Survey, 네덜란드의 Center Saving Survey 등을 들 수 있다.

8) 이러한 주장은 다음의 기사에서도 찾아볼 수 있다. *The New York Times* wrote(Jan. 5, 1998) that "In the 1990's the performance of the American Stock Market has been nothing short of amazing.....Most of that performance has come from demographics, as the baby boom reaches the age when it seems wise to invest for retirement....."

9) 초기의 실증연구인 Bergantino(1997)와 Brooks(1997)는 인구구조와 자산의 수익률 간에 상관관계가 있다고 주장하였으나, Poterba(2001)는 이러한 관계가 가성(supurious)일 가능성을 주장하는 등 인구구조가 자산의 수익률에 미치는 영향에 대해서는 아직 논란이 지속되고 있다.

10) Blume and Zeldes(1994), Haliassos and Bertaut(1995), Poterba and Samwick(1997), Ameriks and Zeldes(2001) 등이 있으며, Guiso and Jappelli(2002)는 가계 자산구성에 대한 이론 및 개별국가의 미시자료를 이용한 자산구성 분석을 포함하고 있다.

11) Haliassos and Michaelides(1999), Cocco, Gomes, and Maenhout(1999), Heaton and Lucas(1996) 등을 참조.

못한 상황이며, 기존 문헌으로는 1996년 가구소비실태조사를 이용한 강석훈(1998)과 대우패널을 이용한 김진영·박창균(2002)이 있다. 다만 강석훈(1998)은 주로 가계의 소비, 저축과 자산 간의 관계를 다루었고, 김진영·박창균(2001)은 가계 금융자산의 시계열적 변화 등에 초점을 둔 연구로서, 연령별 주식시장의 참여도 및 주식시장 참여가 어떤 가구 특성에 따라 영향 받게 되는지를 다루는 본 연구와는 차별화된다

Ⅲ. 한국 가계의 금융자산 구성

1. 주주명부자료

먼저 증권거래소에서 조사·발표하는 주식시장 참여자를 통해 연령별 주식시장 참여도를 살펴보기로 하자. 증권거래소는 1991년부터 연말 기준으로 주주명부에 등재되어 있는 주주와 이들의 소유주식수를 기준으로 전체 주식투자 인구 및 소유자별, 소유주식별 주식분포상황을 집계하고 있다.¹²⁾ 주주명부를 통한 주식투자자 조사는 차명계좌 등을 통한 투자를 고려하지 못하며 여타 자산에 대한 정보나 연령 이외의 인구 사회학적 정보를 제공할 수 없다는 단점에도 불구하고 설문조사에 비해 상장된 전체 주식의 소유자에 대한 정확한 자료를 제공한다는 점에서 본고에서 주로 이용될 대우패널을 통한 분석의 보조지표로서 유용할 것으로 판단된다.

<표 1>에서 나타난 1991년 이후의 주식투자인구의 추이를 살펴보면 1991년 총인구 대비 10.2%에서 외환위기 기간중 5.8%로 낮아졌다가 외환위기 회복 후 증가하여 1999년 9.0%의 참여율을 기록하던 중 주가가

12) 실질 주주수는 주주명부 또는 실질주주명부에 등재된 주주 중 동일인 여부를 파악하여 1인으로 집계한 주주수를 말한다. 주식인구 중 간접투자인구의 경우에 수익증권 등에 가입한 사람은 본인이 직접 주식을 소유한 주주가 아니라 주식투자를 타인에게 위탁하고 있는 간접투자자이므로 주주명부에 등재되어 있지 않다. 따라서 이 조사에서는 간접투자자의 경우 주식인구에 포함되지 않는다는 단점도 있다. 다만 한국의 주식투자에서 간접투자자의 비중이 아직 높지 않다는 점을 고려한다면 여전히 이 자료의 분석은 유용할 것으로 보인다.

〈표 1〉 주주명부에 따른 주식인구 및 주식시장 참여율 추이

(단위: 천명, %, point)

연 도	주식인구(1)	총인구(2)	비중(1/2)	경제활동인구(3)	비중(1/3)	KOSPI
1991	4,414	43,296	10.2	19,115	23.1	610.92
1992	2,630	43,748	6.0	19,499	13.5	678.44
1993	1,995	44,195	4.5	19,879	10.0	866.18
1994	2,457	44,642	5.5	20,396	12.0	1,027.37
1995	2,436	45,093	5.4	20,853	11.7	882.94
1996	2,978	45,525	6.5	21,243	14.0	651.22
1997	2,678	45,954	5.8	21,662	12.4	376.31
1998	3,335	46,287	7.2	21,456	15.5	562.46
1999	4,183	46,617	9.0	21,634	19.3	1,028.07
2000	4,000	47,008	8.5	21,950	18.2	504.62
2001	3,888	47,343	8.2	22,181	17.5	693.70

주 : 1) 1999년 이후 주식투자인구는 거래소와 코스닥을 포함한 전체 주식투자인구.

2) 총인구는 추계인구이며, KOSPI는 연말기준.

하락세를 나타내면서 2001년 말 기준으로 8.2%를 보이고 있다.

〈표 2〉는 주주명부자료에 나타난 연령구간별 주주수를 통계청에서 발표하는 추계인구로 나누어 연령별 주식시장 참여율을 계산한 것이다. 우선 주목할 점은 주식시장에 대한 참여율이 역U자 형태를 보이고 있다는 점이다. 이는 기존의 외국의 경우에서도 흔히 관측되는 현상으로 다음 소절에서 보다 상세히 살펴보기로 한다.¹³⁾

2. 개별금융자산 참여도 및 금융자산 구성

우리나라에서 가계의 금융자산에 대한 정보를 포함하고 있는 미시자료로는 대우패널데이터, 한국노동패널데이터가 있다. 한국노동패널조사(Korea Labor and Income Panel Study, 이하 KLIP)는 98년 이후 매년 조사가 이루어져 있다. KLIP는 미국 미시간 대학에서 조사하는 패널조사인

13) 이러한 역U자 형태의 주식시장 참여율은 본문에 보고되지 않은 과거 자료의 경우에도 나타나고 있다.

〈표 2〉 주주명부에 따른 연령별 주식시장 참여율

(단위: 명, %)

	2000			2001		
	주주수 ¹⁾	추계인구	비중	주주수 ¹⁾	추계인구	비중
19세 미만	45,629	13,753,661	0.33	43,006	13,482,702	0.32
20~24세	77,465	3,854,382	2.01	60,135	3,931,424	1.53
25~29세	299,039	4,352,913	6.87	247,030	4,215,329	5.86
30~34세	585,462	4,247,992	13.78	541,518	4,316,019	12.55
35~39세	641,682	4,273,079	15.02	596,941	4,224,047	14.13
40~44세	707,760	4,020,438	17.60	693,608	4,145,438	16.73
45~49세	529,913	2,921,443	18.14	546,177	3,160,749	17.28
50~54세	361,459	2,365,862	15.28	375,273	2,422,687	15.49
55~59세	258,719	2,006,389	12.89	265,853	2,006,055	13.25
60세 이상	432,700	5,211,952	8.30	465,532	5,438,378	8.56
계	3,939,828	47,008,111	8.38	3,835,073	47,342,828	8.10

주 : 1) 주주수는 단수주주 포함.

PSID(Panel Study of Income Dynamics)를 모델로 한 조사로서 가구 및 개인별 관찰단위가 모두 일정한 수의 변수를 포함하는 사각형 파일구조(rectangular file)를 추구한 자료이다. 다만 98년의 자료는 주식보유에 대한 조사를 하지 않았고, 금융자산의 구성에 있어서 주식, 채권 및 신탁을 구분하지 않고 그 총액만을 조사하였으며 취업비중이 낮게 추정되는 등의 문제를 가지고 있어 분석에 포함시키지는 않았다.

본고에서 주로 이용될 가구패널데이터는 대우패널데이터이다. 대우패널은 93년부터 98년까지 매년 1회 조사가 실시되었다가 중단된 ‘한국가계패널조사(Korean Household Panel Study, 이하 KHPS)’의 결과이다. KHPS 역시 PSID를 기초로 하고 있다. KHPS의 표본구성은 1993년도에 조사대상가구로 선정된 4,547가구를 원표본가구로 시작하였으나, 추적에 실패하는 등 매년 표본에서 탈락한 가구가 발생하여, 2차연도 이후부터 추가된 가구를 고려하더라도 매년 점차적으로 줄어 98년에 2,468가구로 축소되었다. 본고에서는, 김진영·박창균(2001)에서와 같이, 농업어업에 종사하는 가구를 제외하고 교육수준 등 분석의 대상이 된 항목

〈표 3〉 총자산 중 개별 자산비율

(단위: %)

연 도	총자산							부동산
	금융자산					주 택	전 세	
	예 금	보 험	주 식	기 타				
1993	14.9	8.4	4.1	1.5	1.0	72.4	12.7	-
1994	15.8	7.9	3.9	1.8	2.3	72.1	12.1	-
1995	18.3	9.8	4.4	1.5	2.5	71.8	10.0	-
1996	20.9	11.1	5.5	1.4	3.0	68.9	10.2	-
1997	20.5	11.7	5.3	1.3	2.2	69.9	9.6	19.0
1998	20.2	11.6	5.3	1.0	2.3	71.6	8.3	22.5

주 : 부동산을 제외한 경우의 비중은 개별자산 / (금융자산 + 전세보증금 + 주택가격)으로 정의되어 있다. 대우패널에서 주택 이외의 부동산의 가치는 1997년과 1998년에만 보고되어 있다. 따라서 1997년과 98년의 부동산의 비율은 주택 외 부동산 / (금융자산 + 전세보증금 + 주택가격 + 주택 외 부동산의 가격)으로 정의하였다. 기타는 채권, 전세금, 빌려준 돈 등을 포함한다.

의 자료가 포함되지 않았거나 중간에 분가한 경우 등을 제외하였다. 따라서 본고의 분석에 사용된 자료는 1998년의 경우 원자료가 2,468가구인 데 반해 1,206가구로 축소되었다.¹⁴⁾

먼저 대우패널의 기초통계량을 살펴보기로 하자. 연도별 개별 자산의 보유 여부 및 비중은 <표 3>에 정리되어 있다. <표 3>에 나타난 한국 가계의 자산구성의 특징은 다음과 같다.¹⁵⁾

첫째, 김진영·박창균(2001) 등의 기존 연구에서 지적되었던 대로 총 자산에서 차지하는 금융자산의 비중이 낮다. 둘째, 보험이 차지하는 비중이 높게 나타나는데, 이는 우리나라의 보험시장이 보장성 보험보다는 저축성 보험을 중심으로 발달해왔기 때문으로 판단된다. 셋째, 금융자산 중에서 주식시장 참여율이나 비중이 낮다.¹⁶⁾¹⁷⁾ 즉, 금융자산의 보유에

14) 보다 상세한 자료의 구축과정은 부록을 참조.

15) 주식을 제외한 개별 자산의 보유형태에 대한 보다 상세한 논의를 위해서는 김진영·박창균(2001)을 참조.

16) 주식시장 참여율이 상대적으로 높은 미국이나 영국의 경우에도 ‘주식시장 비참여 퍼즐(Stock Market Participation Puzzle)’이 논의되어 왔다. 미국 금융경제학에서는 주식의 초과수익률이 지나치게 높다는 점을 해결하는 것이 Merha and Prescott(1985)

있어서 위험기피적 성향이 강하게 나타난다. 이러한 특징 중 본고에서는 주식시장에 대한 참여율을 결정짓는 요소들과 전반적인 주식시장 참여율 및 비중이 낮은 원인에 대해 주로 분석하기로 한다.

3. 해외자료와의 비교

본 소절에서는 대우패널을 이용하여 연령별 및 금융자산 규모별 주식시장 참여율을 계산하여 주요 국가의 자료를 이용한 연구결과와 비교한다.

대우패널 자료에서 나타난 우리나라 가계의 주식시장 참여율은 선진국과 비교할 때 낮은 편인 것으로 보인다. Guiso et al.(2002)에 따르면, 직·간접투자를 합한 주식시장 참여율은 1998년을 기준으로 미국의 경우 48.9%, 영국의 경우 31.4%이며 직접투자만을 고려할 경우에는 유럽 국가들과 비슷한 수준을 보인다. 물론 주주명부자료를 통한 경제활동인구 대비 주식시장 참가율은 1999년 이후 17~20% 내외의 수준을 보이고 있으나, 해외자료의 경우 1998년 이전 자료를 통해 분석이 이루어져 있으며 가구단위로 진행된 서베이자료가 대부분임을 감안할 때 직접적인 비교에 주의가 필요하다.¹⁸⁾

이후의 화두였으며 ‘Equity Premium Puzzle’이라 명명되었다. 주식의 초과수익률이 지나치게 높다는 것을 미시적으로 투자자의 입장에서 본다면 이러한 초과수익률이 보장될 경우 적정한 투자자의 위험기피도를 가정할 때 모든 소비자가 주식시장에 참여하는 것이 최적(optimal asset allocation)인 데 반해 상당수의 소비자가 주식시장에 참여하지 않는 것으로 나타나 “Stock Market Participation Puzzle”로 불려왔다. 그러나 최근 미국에서도 적절한 고정비용을 고려할 때 주식시장 비참여자의 행태를 상당 부분 설명할 수 있다는 주장이 나오고 있다. 이에 대해서는 Vissing-Jorgensen (2002)을 참조.

- 17) 본 연구에서 주식시장 참여에 대한 기준은 대우패널에서 질문한 바와 같이 주식을 보유하고 있는냐에 대한 대답에 ‘예’라고 대답했느냐에 따르고 있다. 따라서 엄밀하게 직·간접 투자를 분류하기는 어려우나 직접투자로 분류하는 것이 보다 타당할 것으로 판단된다.
- 18) 또한 1999년 이후의 자료가 KOSDAQ시장 주주를 포함하고 있으므로 IT산업의 활성화로 주식참여자율이 크게 증가하였을 가능성도 있으나, 90년대 후반에 본격적으로 이용 가능해진 온라인 주식투자가 주식투자에 대한 비용을 크게 낮추어 주식인구가 늘어났을 가능성도 배제할 수 없다. 이러한 가설은, 본고에서 후에 제시하는 바와 같이, 주식투자 결정에 고정비용이 중요한 요소로 작용할 경우 참여율을 높이는 효과를 낼 수 있기 때문에 최근 자료를 이용하여 검증해 볼 가치가 있을 것으로 판

〈표 4〉 각국의 연령별 주식시장 참여율

(단위: %)

	30세 미만	30~39	40~49	50~59	60~69	70세 이상	전 체
직접투자							
미 국	11.8	16.0	21.2	24.8	23.7	18.2	19.2
영 국	10.8	19.6	24.5	28.1	26.2	18.5	21.6
네덜란드	4.7	6.8	13.4	18.4	17.8	21.2	14.4
독 일	8.5	11.3	12.1	11.2	10.1	6.1	10.0
이탈리아	3.4	9.9	8.4	9.3	6.4	4.2	7.3
직접 및 간접투자							
미 국	34.3	51.8	58.3	61.4	47.1	32.4	48.9
영 국	20.4	31.5	37.0	41.2	34.8	21.9	31.5
네덜란드	12.1	25.6	33.7	40.1	38.6	35.9	33.5
독 일	18.6	21.8	22.0	21.0	17.1	11.7	18.9
이탈리아	11.9	27.5	24.2	23.4	15.8	7.8	18.9
한국(1994)	5.1	11.6	8.7	7.4	4.7	1.1	8.5
한국(1996)	5.1	14.6	14.3	7.5	6.0	3.2	11.2
한국(1998)	5.9	8.5	11.5	7.1	4.7	1.3	7.9

자료 : United States: 1998 Survey of Consumer Finances. United Kingdom: 1997~1998 Financial Research Survey. Netherlands: 1997 Center Saving Survey. Germany (Unified): 1993 data, Income and Expenditure Survey. Italy: 1998 Survey of Household Income and Wealth. Guiso et al.(2002)에서 인용. 한국 자료의 경우는 대우패널을 이용.

〈표 4〉에서 볼 수 있듯이 연령별 주식시장 참여율이 역U자 형태를 보인다는 다른 국가들에 대한 기존 연구결과는 대우패널을 이용한 한국의 경우에도 동일하게 나타난다. 다만 한국의 경우 60대 이상의 참여율이 급격하게 떨어지는 특성을 보인다. 이러한 역U자 형태는 보고된 1994, 1996, 1998년 이외의 연도에서도 동일하게 관찰되며 앞서 보고한 주주명부자료의 결과와 다르지 않다.

단된다.

<표 5> 금융자산 분위별 주식시장 참여율

(단위: %)

	1/4분위	2/4분위	3/4분위	4/4분위	상위 5%	전 체
직접투자						
미 국	1.4	6.9	20.6	47.9	70.1	19.2
영 국	0.0	4.4	28.3	53.6	67.9	21.6
네덜란드	0.5	3.7	13.0	40.4	77.1	14.4
독 일	2.6	6.6	11.4	19.4	31.9	10.0
이탈리아	0.5	2.7	5.8	17.5	32.2	7.3
직접 및 간접투자						
미 국	4.4	38.3	66.0	86.7	93.7	48.9
영 국	4.9	11.9	37.8	71.1	83.9	31.5
네덜란드	4.4	16.9	36.8	75.9	92.3	33.5
독 일	6.6	17.6	22.1	29.3	41.6	18.9
이탈리아	3.4	10.8	19.6	38.9	54.6	18.9
한국(1994)	0.5	4.2	8.3	20.5	39.3	8.5
한국(1996)	0.9	4.5	11.1	28.4	40.2	11.2
한국(1998)	0.5	4.0	7.7	19.4	27.1	7.9

자료 : United States: 1998 Survey of Consumer Finances. United Kingdom: 1997~1998 Financial Research Survey. Netherlands: 1997 Center Saving Survey. Germany (Unified): 1993 data, Income and Expenditure Survey. Italy: 1998 Survey of Household Income and Wealth. Guiso et al.(2002)에서 인용. 한국자료는 대우패널을 이용. 각 분위는 금융자산 보유규모에 따라 전체 인구를 4분위로 나눈 것임.

<표 5>는 금융자산을 기준으로 표본을 4개의 집단으로 나눈 분위별 주식시장 참여율을 국가별로 비교하고 있다. 전반적으로 금융자산의 규모가 클수록 주식시장에 대한 참여율이 높아지는 것으로 나타나고 있으며, 이에 대하여 기존 실증분석들은 고정비용의 존재를 그 이유로 들고 있다. 즉, 주식투자에 있어서 상품에 대한 이해나 관찰비용 등의 고정비용이 존재하므로 운용 가능 금융자산의 규모가 주식시장에 대한 참여에 영향을 줄 수 있다는 설명이다. 한국의 경우에는 다른 국가들의 직접투자 참여율과 비교할 때 전반적으로 낮은 주식시장 참여율을 보이며 이러한 현상은 소득분위와 관계없이 나타난다.

〈표 6〉 임금소득자의 비중과 주식시장 참여율

(단위: %)

	한 국	미 국	영 국	이탈리아	네덜란드
임금소득자비중	65	92	86	71	88
주식시장참여율	11.2 (-)	19.2 (48.9)	21.6 (31.5)	7.3 (18.9)	14.4 (33.5)

주 : 임금소득자의 비중은 1996년 기준이며, 주식시장 참여율은 한국의 경우 노동패널 1996년 자료임. 주식시장참여율은 직접투자 기준이며, () 안의 숫자는 간접투자를 포함한 주식시장 참여율임.

한국 가계의 주식시장 참여 결정과 관련하여 본 연구에서 새롭게 주목하는 것은 임금근로자가구와 자영업자가구의 소득 특성 차이가 자산 구성에 미치는 영향이다. 만일 임금근로자가구와 자영업자가구가 금융 자산구성 및 주식시장 참여에 있어서 다른 특성을 보인다면 노동시장 구성의 차이가 주식참여율에 영향을 미칠 수 있다.¹⁹⁾ 특히 한국의 취업자 중에서 자영업자의 비중은 선진국과 비교하여 낮은 수준으로 알려져 있으며 <표 6>에서 나타난 바와 같이 임금소득자의 비중과 주식시장 참여율이 양의 상관관계를 보이고 있다.

따라서 <표 7>에서는 임금소득자와 자영업자의 특성을 나누어 비교해 보았다. 1997년과 1998년에 임금소득이 있는 가계의 주식시장 참여율은 각각 15%와 14%로 나타나 자영업자의 8.5%와 7.9%에 비해 높은 수준을 보인다. 또한 평균적인 금융자산 보유액은 자영업자가 임금소득자에 비해 크게 나타났지만 주식보유액에 있어서는 상대적으로 작은 규모를 나타낸다. 따라서 자영업자의 자산구성이 임금소득자에 비해 보다 위험기피적인 성향을 나타내는 것으로 해석할 수 있다.

이러한 특성에 대해 II장에서 논의된 자산선택이론에서는 소득수준이 동일한 경우 소득의 변동성이 높다면 주식시장에 참여할 유인이 낮아지게 된다는 점을 보인 바 있다. 일반적으로 자영업자의 소득이 임금근로자에 비해 변동성이 크기 때문에 자산구성에서 위험자산인 주식을

19) 자영업자의 사업위험과 자산구성에 관한 연구로는 Heaton and Lucas(2000)를 참조.

〈표 7〉 임금소득자와 자영업자의 특성 비교

(단위: 만원)

	연 도	소 득	금융자산	주식 보유액	주식시장 참가율(%)	자가여부 (%)	총자산	총부채
임 금	1997	199	1,905	138	15.3	64	11,040	551
	1998	179	1,982	116	13.7	70	10,923	680
자영업	1997	212	2,184	90	8.5	58	12,915	921
	1998	176	2,001	66	7.9	66	14,733	988

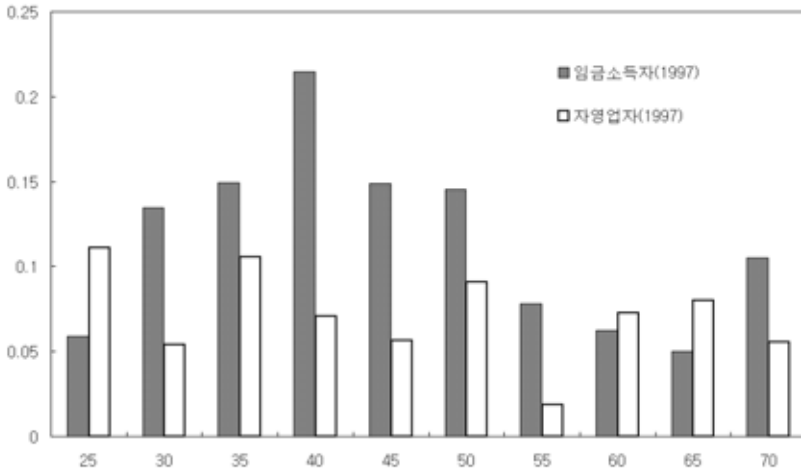
주 : 임금근로소득이 있는 경우 임금근로자로 정의되었으며 자영업소득이 있는 경우 자영업자로 구분되었으므로 두 가지 소득이 모두 없는 가계의 경우에는 위의 표를 계산하는 데 포함되지 않았다는 점을 주의.

보유할 유인이 낮아지게 되는 것은 이론의 예측과 일치하는 결과로 보인다.

연령별 주식시장 참여도의 경우에도 임금소득자와 자영업자는 다른 모습을 보인다. [그림 1]은 임금소득자와 자영업자를 나누어서 연령별 주식시장 참여율을 보여주고 있다. 임금소득자의 경우 연령별 참여율이 역U자 형태를 따르는 데 반해 자영업자의 경우에는 이러한 패턴이 명확하게 나타나고 있지 않다. 따라서 전반적인 역U자 형태의 연령별 주식시장 참여율은 임금소득자에 의해 나타나고 있음을 알 수 있다.

이러한 직업별 주식시장 참여율 패턴의 차이를 앞에서 제시된 이론에 적용시켜 보면 다음과 같은 해석이 가능하다. 먼저 임금소득자의 경우에는 임금소득이 위험자산보다는 무위험자산에 가까운 특성을 보유하고 있다고 볼 수 있으며 따라서 앞에서 설명된 바와 같이 역U자 형태의 주식시장 참여도를 보일 수 있다. 이에 반해 자영업자의 경우에는 자영업 소득이 무위험자산의 특성을 보일 가능성이 낮고 연령별 소득도 임금소득자와는 다른 형태를 보일 가능성이 높다.

소득의 성격을 엄밀한 통계적 추정을 통해서 분석하고 이를 이용하여 주식시장 참여에 대한 영향을 파악하는 것이 보다 바람직하지만 우선 본고에서는 임금소득자와 자영업자로 분류하여 자영업 소득과 임금

[그림 1] 임금소득자와 자영업자의 연령별 주식시장 참여율²⁰⁾

자료 : 대우패널 1997년 자료.

소득이 주식보유에 미치는 영향을 구분하여 IV장에서 분석하였다. 우리나라의 경우 소득의 변동성이나 수준이 자산구성에 어떤 영향을 미치는지에 대한 보다 엄밀한 연구는 향후 과제로 남겨 놓기로 한다.

IV. 한국 가계의 주식보유 결정요인 분석

지금까지 본 연구에서는 상대적으로 낮은 한국의 주식시장 참여도를 설명할 수 있는 요인들에 대해 살펴보았다. 앞에서 제시된 설명들은 주식시장에 대한 전반적인 참여도를 살펴보는 데는 유용하나 개별 가계의 주식시장 참여의 결정이 어떤 요인에 의해 영향을 받는지를 파악하는 데는 불충분하다. 따라서 본장에서는 주식시장 참여자 결정에 영향을 미치는 요인들을 미시자료를 이용하여 분석하기로 한다. 특히, III장에서 제시된 자영업자와 임금소득자의 주식시장에 대한 참여도 차이를 II장에서 설명된 이론에 따라 해석을 시도하기로 한다.

20) 편의상 1997년 자료만을 이용하였으나, 여타 연도에도 큰 차이는 보이지 않는다.

1. 주식시장 참여자의 특성

우선 주식시장 참여자와 비참여자의 특성을 기초통계량을 통해 살펴보기로 하자. <표 8>에 따르면 주식시장 참여자의 평균 나이는 전체 표본에서 살펴볼 때 비교적 젊은 것으로 나타나고 있다. 주식시장 참여자의 경우 교육·소득수준이 상대적으로 높은 것으로 나타나고 있으며, 금융자산이나 부채규모도 상대적으로 큰 것으로 보인다. 이러한 주식시장 참여자의 특성은 미국 및 다른 국가들의 경우와 크게 다르지 않은 것으로 판단된다.

주식시장에 대한 참여나 금융자산 중 주식비중의 결정요인을 분석하기 전에 패널 자료의 특성을 이용하여 가구의 자산운용이 얼마나 활발하게 이루어졌는지를 주식비중의 변화를 중심으로 살펴보기로 하자.

[그림 2]는 1993년과 1995년의 두 해에 모두 관측치가 있는 가계의 금융자산 중 주식비중을 제시한 것이다. 먼저 x-축 위로 나타난 원점을 제외한 수평선은 1993년에는 주식시장에 참여하지 않았으나 1995년에는 주식시장에 참여한 가계들을 보여주고 있다. 낮은 주식시장 참여율을 반영하여 원점에 나타난 점들이 많기는 하지만 주식의 보유비중이 크게 변화한 가계들도 상당수 있는 것을 볼 수 있다. 이에 반해 y-축 옆으로 나타난 수직선은 1993년에는 주식시장에 참여하였으나 1995년에는 주식시장에 참여하지 않은 가계들을 보여주고 있다. 이러한 주식시장 참여도의 변화는 1995년과 1997년의 변화를 도시한 [그림 3]에서도 큰 차이를 보이지 않는다. 따라서 주식시장에 대한 참여도가 동일 가구

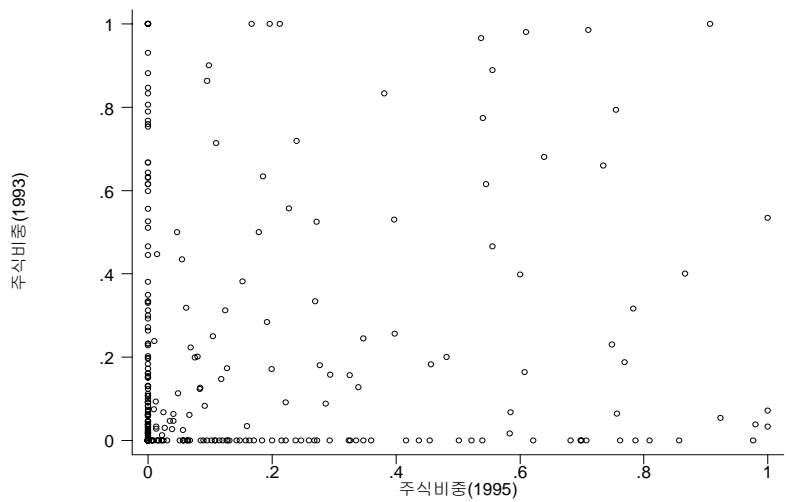
<표 8> 주식시장 참여자와 비참여자의 특성 비교

(단위: 만원, 세)

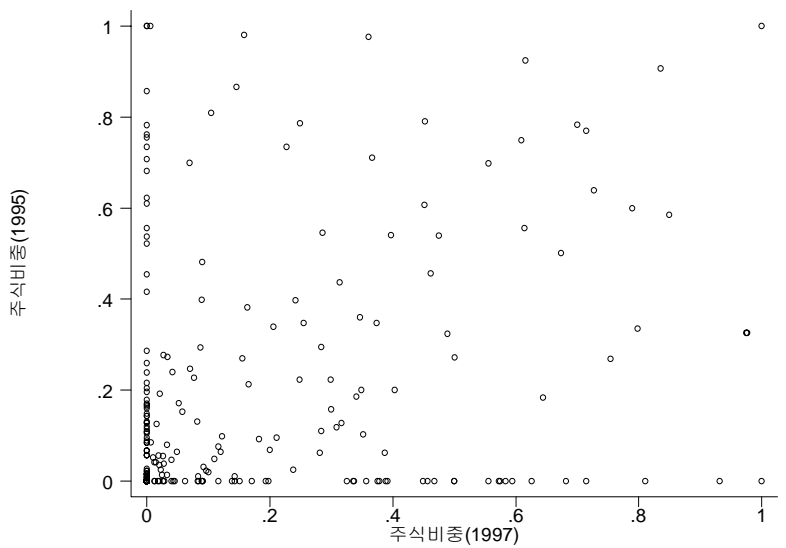
	연 도	가구주연령	교육수준	금융자산	총자산	자가여부	총부채
주식 보유자	1997	43.9	3.9	3,563	17,845	0.76	747
	1998	45.0	3.9	3,632	19,943	0.75	961
주식 비보유자	1997	45.4	3.1	1,737	10,954	0.61	581
	1998	46.8	3.0	1,734	11,491	0.69	615

주 : 교육수준에 대한 정의는 부록 참조.
자료 : 대우패널 각년도.

[그림 2] 1993년과 1995년의 금융자산에서의 주식비중



[그림 3] 1995년과 1997년의 금융자산에서의 주식비중



내에서도 상당 폭으로 변화하는 것을 알 수 있다.

주식시장에 한 번 참여한 적이 있는 가구가 주식시장에 다시 참여할 확률은 높게 나타난다. 예를 들어, 1993년에 주식시장에 참여했던 가계가 1995년에 주식시장에 참여할 확률은 47%로 1993년에 주식시장에 참여하지 않았던 가계가 주식시장에 참여할 확률인 19%에 비해 크게 나타난다. 이러한 현상은 주식시장 참여에 고정비용, 특히 최초 진입시 비용이 존재한다는 가설을 지지하는 것으로 판단된다. 일단 주식시장에 참여한 가계의 경우 주식시장에 대한 정보를 어느 정도 획득하게 되고 이후 다시 주식시장에 진입할 경우 최초 진입시보다 작은 고정비용을 접하게 된다는 설명이 가능해진다. 그러나 이러한 현상이 가구별로 다른 위험기피도 등 관측 가능하지 않은 요인에 의해 나타났을 가능성도 배제할 수는 없다. 따라서 실증분석에서는 패널기법을 이용하기로 한다.

2. 주식시장 참여에 대한 결정요인 분석

주식시장 참여에 대한 결정요인을 추정하기 위해 본고에서는 Guiso and Jappelli(2002)에서 이용되었던 임의효과(random effect)를 고려한 panel probit 추정기법을 사용하기로 한다.²¹⁾ 모든 회귀분석에서 분석기간중 주가의 부침이 심하였던 점을 감안하여 연도더미를 포함하여 분석을 실시하였다.²²⁾

주식시장에 대한 참여도를 설명할 수 있는 변수로 기존 연구에서 가장 널리 이용된 변수는 가구주의 연령(이하, hage)과 가구주의 연령의 제곱(이하, hage2)이다. 이는 III장에서 나타난 바와 같이 횡단면에서 살펴본 주식시장의 참여율이 역U자 형태를 나타내고 있어 가구주연령의 2차함수 형태로 근사될 수 있다고 보았기 때문이다. 따라서 식 (2)에 먼저 hage와 hage2를 설명변수로 포함한 추정을 실시하여 보기로 하자. 결과는 <표 9>의 첫 번째 열에 보고되어 있다.

횡단면 자료(cross section)를 주로 이용한 기존 연구와 같이 패널 자

21) 추정에 사용된 변수들의 정의와 기초통계량은 부록에 제시되어 있다.

22) 연도더미 사용에 대한 지적을 해주신 논평자들에게 감사드린다.

료를 이용한 분석에서도 hage와 hage2가 모두 통계적으로 유의하게 나타난다(표 9의 case 1 참조). 또한 계수가 hage에서는 양의 값을, hage2에서는 음의 값을 보여 기존의 횡단면 분석에서 나타난 역U자 형태의 참여도 패턴이 패널 분석에서도 변화를 보이지 않는다. 따라서 주식시장에 대한 참여율이 연령별로 다른 특성을 나타낸다는 기존의 연구결과들을 지지하고 있다. case 1에 보고된 추정치에 따르면 주식시장의 참여율은 약 45세에서 최고치를 기록하게 된다.

II장에서 제시되었던 바와 같이 주식시장 참여에 고정비용이 존재한다면 금융자산의 규모는 주식시장 참여 결정에 영향을 줄 것으로 판단된다. 따라서 case 2에서는 설명변수에 금융자산의 규모를 포함하여 추정하였다.²³⁾ 기대했던 대로 금융자산의 규모가 통계적으로 유의하게 나타난다. 이러한 결과 역시 기존의 실증연구의 결과와 크게 다르지 않다. 다만 금융자산의 규모와 주식의 보유가 동시에 결정될 수 있다는 점을 고려할 때 내생성(endogeneity)의 문제가 발생할 수 있다. 이에 따라 전기의 금융자산의 규모를 도구변수(instrumental variable)로 이용하여 추정을 실시하였다. 본고에는 결과를 포함시키지 않았으나 추정결과는 동기의 금융자산규모를 사용한 경우와 크게 다르지 않게 나타나 내생성(endogeneity)에 따른 추정치의 편이가 심하지 않은 것으로 판단된다.²⁴⁾

II장에서 살펴본 자산선택이론에 따르면, 소득의 증가는 주식에 대한 수요를 증가시키는 방향으로 작용하며 소득의 변동성의 증가는 주식에 대한 수요를 낮추는 방향으로 작용하게 된다. 분석에 있어서 총소득을 설명변수로 포함한 것은 앞서 모형에서 제시한 바와 같이 한 가구의 전체 자산이 현재 보유하고 있는 자산과 앞으로 벌어들일 수 있는 소득의 현재가치의 합이라는 점을 반영하기 위한 것이다. 물론 현재 소득만을 가지고 이후 생애동안 발생할 수 있는 미래소득을 정확하게 예측하는

23) 참고로 선진국에 대한 기존 연구에서 금융자산 이외에 순자산(net worth)을 사용한 경우를 많이 찾아볼 수 있다. 순자산은 주로 (금융자산+실물자산-금융부채)로 정의되는데 대우패널의 경우에는 실물자산에 대한 자료가 상대적으로 빈약하여 일관성 있는 자료를 얻기 어려워 금융자산을 이용하였다. 그러나 결과의 견고성(robustness)을 확인하기 위하여 (금융자산+주택가치-금융부채)로 정의된 순자산을 이용하여 분석을 실시하여 보았으며, 결과는 차이를 나타내지 않았다.

24) 이 부분에 대한 심상달, 박창균 박사님의 지적에 감사드린다.

〈표 9〉 추정결과(Random Effect Probit Model; 연도더미 포함)²⁵⁾

종속변수: 주식보유 여부					
	case 1	case 2	case 3	case 4	case 5
가구주연령/10	1.120** (0.286)	1.005** (0.275)	0.930** (0.291)	0.817** (0.277)	0.805** (0.280)
가구주연령2/100	-0.124** (0.030)	-0.113** (0.028)	-0.101** (0.031)	-0.091** (0.029)	-0.079** (0.029)
금융자산 규모 (천만원)		0.130** (0.010)		0.118** (0.010)	0.115** (0.010)
임금소득 가계여부			0.187 (0.102)	0.226* (0.103)	0.249** (0.101)
임금소득(천만원)			2.630** (0.428)	2.613** (0.431)	1.994** (0.421)
총소득(천만원)			0.707** (0.130)	0.344** (0.132)	0.286* (0.132)
중졸이하					-1.35** (0.138)
고졸이하					-0.678** (0.095)
주택보유 여부					0.278** (0.075)
상수항	-5.00** (0.680)	-5.03** (0.659)	-5.13** (0.688)	-5.04** (0.661)	-4.67** (0.673)
ρ	0.754** (0.014)	0.744** (0.015)	0.721** (0.016)	0.706** (0.017)	0.690** (0.018)
Wald 통계량	94.89	245.93	231.43	346.16	440.56
Log Likelihood	-3,194.79	-3,108.58	-3,121.38	-3,049.88	-2,986.59
관측치수	10,302	10,302	10,302	10,302	10,302

주 : 1) () 안의 수치는 추정치의 표준편차.

2) *: 5% 유의수준에서 통계적으로 유의(statistically significant).

**: 1% 유의수준에서 통계적으로 유의(statistically significant).

3) Wald 통계량은 χ^2 분포를 따름(자유도는 각각 2, 3, 5, 6, 9).

4) 연도더미에 대한 추정계수는 생략함.

것은 어려우나, 패널자료이므로 가구소득의 변동을 어느 정도 제어할

25) 표에서 ρ 는 개별 가구의 random effect가 얼마나 통계적으로 유의한지를 나타내는 추정치로서 본 연구에서 제시된 모든 추정식에서 유의하게 나타난다.

수 있을 것이며 현재소득과 미래소득 간의 상관관계도 상당히 높을 것이므로 향후 소득흐름의 현재가치를 나타내는 대용변수로서 포함된 것이다.

소득의 변동성 차이가 주식시장에 대한 참여도에 영향을 미칠 가능성은 <표 7>에서 나타난 자영업자가구와 임금근로자가구의 주식시장 참여율의 차이에서 이미 나타나 있다. 따라서 case 3에서는 임금근로자가구를 나타내는 더미변수와 총소득 및 더미변수와 총소득의 interaction 항인 임금소득을 포함하여 추정을 실시하였다.

임금소득의 더미가 통계적으로 유의한 양의 값을 가진다면 이는 임금근로자가구의 경우 낮은 소득의 변동성에 따라 주식에 대한 수요가 상대적으로 높다고 해석할 수 있다. 임금소득과 총소득의 추정계수가 다른 값을 가진다면 동일한 규모의 소득증가가 발생하더라도 주식수요에 미치는 영향이 다르다는 점을 나타낸다고 해석될 수 있을 것이다.

case 3~5에 나타나 있는 추정결과를 살펴보면 우선 임금소득에 대한 더미변수가 전반적으로 통계적 유의성을 보인다. 따라서 임금근로자가구가 자영업자가구에 비하여 주식시장에 참여할 확률이 높다는 점을 보여주고 있다. 또한, 임금소득에 대한 추정계수가 총소득에 대한 추정계수에 비해 상당히 크게 나타나고 있어 임금소득의 증가가 여타 소득의 증가에 비해 주식시장 참여 확률을 높이는 데 더 크게 기여한다는 점을 보여준다.

case 5에서는 교육수준을 나타내는 더미변수와 주택보유 여부를 포함한 추정을 실시하였다. 먼저 교육수준이 높을수록 주식시장에 참여할 확률이 높아지는 것으로 나타난다. 앞서 서술한 바와 같이 주식시장에 대한 정보취득을 위한 고정비용이 교육수준이 높을수록 낮다는 주장을 받아들이면 교육수준이 추정에서 유의하게 나타나는 것은 당연한 결과인 것으로 보인다. 이에 더해 Cocco, Gomes, and Maenhout(1999)는 미국의 경우 교육수준이 높을수록 소득의 수준은 높은 반면 변동성이 낮으며 이에 따라 위험자산에 대한 선호가 높아질 수 있다는 점을 보였다. 이러한 소득의 흐름에 대한 연구결과가 한국에서도 큰 차이를 보이지 않는다면 안정적인 소득흐름을 가진 고학력층의 주식시장 참여율이 높은 것 역시 자산선택이론과 잘 부합하는 것으로 나타난다.²⁶⁾

주택의 보유여부 역시 통계적으로 유의하게 나타난다. 즉, 주택을 보유하기 전까지는 보수적인 자산운용전략을 펴고 주택을 구입한 후에야 금융자산을 보다 적극적으로 이용하게 되는 행태를 반영한 것으로 볼 수 있다. 이에 더해 우리나라의 주택, 특히 아파트 관련 금융제도가 가계의 자산선택에 영향을 주었을 가능성도 있다. 즉, 우리나라 가구의 상당수가(특히 무주택가구의 경우) 주택, 특히 아파트를 분양받기 위하여 주택청약저축이나 예금에 가입한다는 점을 고려해 볼 수 있다. 따라서 동 제도하에서는 동일한 금융자산을 보유하고 있을 때 무주택자의 경우가 주택보유자의 경우보다 예금으로 분류된 자산에 보다 많은 비중을 두게 될 가능성이 크고 주식과 같은 위험자산에 투자하기가 보다 어려워질 수도 있을 것이라는 가설을 상정할 수 있다. 이러한 가설을 검증하기 위하여 금융자산 중 예금의 비중이 주택보유에 의해 영향을 받는지를 살펴보기 위해 임의효과를 고려한 패널 회귀분석(random effect panel estimation)을 실시하였으며 결과는 다음의 <표 10>에 나타나 있다.²⁷⁾ 분석결과 주택보유가구의 경우 무주택가구에 비하여 예금비중이 낮은 것으로 나타나 우리나라 주택금융제도가 가계의 자산구성에 영향을 주었을 가능성이 있는 것으로 판단된다.²⁸⁾²⁹⁾

V. 결론 및 시사점

본 연구는 대우패널자료를 통해 한국 가계의 자산구성을 분석하여 자산구성의 패턴을 주요국의 실증연구와 비교하고 이러한 자산구성 결정 중 주식의 보유 결정요인을 자산구성이론에 따라 분석하였다.

26) 물론 이러한 해석은 한국의 교육수준별 임금의 변동성을 직접 추정해야 확인될 수 있을 것이다.

27) 종속변수인 예금의 비율은 예금액/총금융자산으로 정의하였다.

28) 이 외에도 주택보유와 가구의 금융자산 선택에 관한 보다 엄밀한 분석을 위해서는 고려해야 할 사항이 많이 있으나 본 연구의 범위를 넘어서므로 추후 연구과제로 남겨두기로 한다.

29) 최근 우리나라에도 장기주택저당대출(mortgage)이 도입되었으므로, 이러한 상품의 도입이 가계 금융자산 구성에 미치는 영향에 대한 연구도 필요할 것이다.

〈표 10〉 추정결과(Random Effect Panel Estimation; 연도더미 포함)

종속변수: 금융자산 중 예금비중		
	case 1	case 2
가구주연령/10	-0.147** (0.031)	-0.149** (0.031)
가구주연령2/100	0.020** (0.003)	0.020** (0.003)
주택보유 여부	-0.033** (0.010)	-0.033** (0.010)
중졸 이하		0.019 (0.016)
고졸 이하		0.017 (0.013)
상수항	0.796** (0.072)	0.788** (0.072)

주 : 1) () 안의 수치는 추정치의 표준편차.

2) *: 5% 유의수준에서 통계적으로 유의(statistically significant).

**: 1% 유의수준에서 통계적으로 유의(statistically significant).

한국 가계의 자산구성은 높은 부동산 비중 및 낮은 주식시장 참여율과 비중으로 특징지어진다. 가계의 총자산 중 부동산 비중은 총자산의 규모에 거의 영향을 받지 않고 높게 나타나 그간 부동산이 자산의 축적 수단으로 자산계층에 관계없이 선호되었음을 확인할 수 있었다. 부동산에 대한 선호를 반영하여 주식시장의 참여율이나 주식의 비중은 전반적으로 낮게 나타났다. 반면 전반적으로 낮은 주식시장 참여율을 제외하고는 한국에서도 기존의 연구와 같이 주식시장의 참여율에 연령별 패턴이 역U자 형태를 나타내는 것을 보였다. 또한 기존의 연구결과와 같이 주식보유자는 주식 비보유자에 비해 금융자산의 규모가 크고 교육수준이 높으며 주택보유자일 가능성이 높은 것으로 나타났다.

그간 한국의 주식시장 참여율이나 자산에서 주식이 차지하는 비중이 낮은 점에 대한 원인으로는 부동산에 대한 선호 및 주식의 낮은 수익률이 주로 제시되어 왔다. 본고에서는 이에 더해 자영업자의 비중이 높은 한국의 취업구조가 주식시장 참여율을 낮추는 데 영향을 미쳤음을 보였다. 자영업자와 임금소득자의 주식시장 참여율이나 주식의 보유액을 살

펴본 결과 임금소득자의 주식시장 참여율이나 주식이 금융자산에서 차지하는 비중이 높게 나타났다. 따라서 자영업자의 구성비가 높은 점이 주식시장에 대한 참여도에 영향을 미쳤을 것으로 판단된다.

본고에서는 자산선택이론을 통해 자영업자와 임금소득자 간의 주식 보유성향 차이에 대한 분석을 시도하였다. 전통적인 자산선택이론은 다른 기준이 동일할 때 소득의 수준이 높을수록 그리고 변동성이 낮을수록 위험자산(주식) 보유의 유인이 높아진다고 주장한다. 자영업자의 경우 임금소득자에 비해 소득의 변동성이 높다는 점을 감안할 때 주식에 대한 선호도가 낮게 나타날 것이다. 자영업자와 임금소득자 간의 주식시장 참여도의 차이가 직종에 따른 소득의 위험도를 반영하고 있다는 점은 소득의 특성이 자산구성에 영향을 미친다는 점을 보여준다. 다만, 본 연구에서는 소득의 변동성을 임금근로자와 자영업자의 직종 구분으로 단순하게 추정하고 있다는 한계가 있다. 추후 실증분석을 통해 직접 추정된 소득의 변동성이 자산선택에 어떤 영향을 미치는지를 파악하는 것은 의미 있는 분석이 될 것으로 판단된다.

한편, 본 연구에서 언급한 바와 같이 자영업자의 비중이 높은 현실에도 불구하고, 자영업자에 대한 체계적인 연구는 자료의 미비로 활발하지 못했던 것이 사실이다. 향후 보다 엄밀하고 체계적인 연구를 위하여 자영업자를 포함한 기존 통계자료의 공개 및 미국의 SCF와 같은 자료의 개발이 시급하다. 보유의 불평등도가 소득에 비해 심한 것으로 알려진 금융자산에 대한 정확한 연구를 위해서는 금융자산의 보유규모가 큰 부유층에 대한 상세한 자료가 요구된다. 미국의 SCF의 경우 국세청(IRS) 납세자료를 이용하여 부유층에 대한 자료의 정확성을 높이는 노력을 한 것으로 잘 알려져 있다. 우리나라의 경우에도 이러한 방법으로 조사자료의 신뢰성을 높일 수 있을 것으로 보인다.

참 고 문 헌

- 강동수, 『주식의 상대적 수익률과 절대적 가격에 관한 연구』, 정책연구시리즈 2001-05, 한국개발연구원, 2001.
- 강석훈, 『우리나라 가구의 금융자산 보유실태 종합분석』, 1996 가구소비실태조사 종합분석사업 보고서 5-1, 통계청, 1998.
- 김진영 · 박창균, 『가계의 자산구성 변화와 조세정책에 대한 함의』, 연구보고서 01-08, 한국조세연구원, 2001.
- Abel, Andrew B., "The Effects of Investing Social Security Funds in the Stock Market when Fixed Costs Prevent Some Households from Holding Stocks," NBER Working Paper 7739, June 2000.
- Ameriks, John and Stephen P. Zeldes, "How do Household Portfolio Shares Vary With Age?" Columbia University, mimeo, 2000.
- Barberis, N., "Investing for the Long Run when Returns are Predictable," *Journal of Finance*, Vol.55(1), 2000, pp.225~264.
- Bergantino, Steven, "Boom, Bust and Babies: The Effect of Demographics on Housing and Stock Prices," MIT mimeo, 1997.
- Blume, M. and S. P. Zeldes, "Household Stockownership Patterns and Aggregate Asset Pricing Theories," Unpublished manuscript, The Wharton School, 1994.
- Brooks, Robin, "The Effects of Demographic Transition on Stock and Bond Prices," Yale University, mimeo, 1997.
- Campbell, John Y., João F. Cocco, Francisco J. Gomes, and Pascal J. Maenhout, "Investing Retirement Wealth: A Life-Cycle Model," Harvard University mimeo, 2001.
- Campbell, J. Y. and L.M. Viceira, "Consumption and Portfolio Decisions when Expected Returns are Time Varying," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 114(2), 1999, pp.433~495.
- Cocco, João F., Francisco J. Gomes, and Pascal J. Maenhout, "Consumption and Portfolio Choice over the Life-cycle," Harvard University, mimeo, 1999.
- Deaton, Angus, "Saving and Liquidity Constraints," *Econometrica*, Vol.59, 1991, pp.1221~1248.

- Federal Reserve Board, "Survey of Financial Characteristics of Consumers," Federal Reserve Bulletin, March 1964.
- Guiso, L. and T. Jappelli, "Households' Portfolios in Italy," L. Guiso and T. Jappelli (eds.), *Household Portfolios*, Cambridge, MA, MIT Press, 2002.
- Guiso, L., M. Haliassos, and T. Jappelli(eds.) *Household Portfolios*, Cambridge, MA, MIT Press, 2002.
- Haliassos, M. and C.C. Bertaut, "Why Do So Few Hold Stocks?" *The Economic Journal*, Vol.105(432), 1995, pp.1110~1129.
- Haliassos, Michael and Alexander Michaelides, "Portfolio Choice and Liquidity Constraints," University of Cyprus, June 1999.
- Heaton, J. and D. Lucas, "Evaluating the Effects of Incomplete Markets on Risk Sharing and Asset Pricing," *Journal of Political Economy*, Vol.104(3), 1996.
- Heaton, J. and D. Lucas, "Portfolio Choice and Asset Prices; The Importance of Entrepreneurial Risk," *Journal of Finance*, Vol.55(3), 2000, pp.1163~1198.
- Jagannathan, Ravi and Narayana R. Kocherlakota, "Why Should Older People Invest Less in Stocks Than Younger People?" *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Vol.20(3), Summer 1996, pp.11~23.
- Merton, R. C., "Lifetime Portfolio Selection Under Uncertainty: The Continuous Time Case," *Review of Economics and Statistics*, 1969.
- Mankiw, N. Gregory and David N. Weil, "The Baby Boom, the Baby Bust, and the Housing Market," *Regional Science and Urban Economics*, Vol.19, 1989, pp.235~258.
- Merha, Rajnish and Edwards C. Prescott, "The Equity Premium: A Puzzle," *Journal of Monetary Economics*, 15, 1985, pp.145~161.
- Poterba, James, "Demographic Structure and Asset Returns," *Review of Economics and Statistics* 83, 2001.
- Poterba, James and Andrew Samwick, "Household Portfolio Allocation over the Life Cycle," NBER Working Paper 6185, 1997.
- Samuelson, P.A., "Risk and Uncertainty: A Fallacy of Large Numbers," Scientia, 6th Series, 57th year, 1-6, Reprinted in J.E. Stiglitz(ed.), *Collected Scientific Papers of Paul A. Samuelson*, Vol.I, Chapter 16, 1963, pp.153~158.
- Samuelson, P.A., "Lifetime Portfolio Selection by Dynamic Stochastic Programming," *The Review of Economics and Statistics*, Vol.51, 1969, pp.239~243.
- Vissing-Jorgensen, Annette, "Towards an Explanantion of Household Portfolio Choice Heterogeneity: Nonfinancial Income and Participation Cost Structures," NBER Working Paper 8884, 2002.

<부록> 실증분석에서 사용된 변수의 정의와 기초통계량

본고의 실증분석에서 사용된 자료는 다음과 같은 방식에 따라서 구축되었다. 우선 실증분석에 사용될 변수를 구성하는 요소들이 결측치로 나타난 관측치는 모두 제거하였다. 또한 주식 등 금융자산의 보유여부에 대한 응답과 그 액수에 대한 응답이 일치하지 않는 경우에도 관측치를 제거하였다. 분가 및 가구주의 변화가 일어난 가구의 경우 일관성을 유지하기 위하여 표본에서 제외하였으며, 김진영·박창균(2001)에서와 같이 농·수산업에 종사하는 가구도 제외하였다. 또한 소득의 경우에 월소득이 1억원이 넘는 가구들을 제외하였다.

이러한 정리과정을 거친 변수들의 기초통계량은 다음의 표에 제시되어 있다. 각 변수의 정의는 다음과 같다.

금융자산: ‘예금+보험불입액+주식+채권+빌려준 돈+계 불입액’
으로 정의되어 유동자산의 성격을 가진 개별자산의 합이라 볼 수 있다(단위: 만원).

주택보유 여부: 주택을 보유한 경우 1, 보유하지 않은 경우 0의 값을 갖는다.

주식의 비중: 주식보유액/금융자산

교육수준: 1(국졸), 2(중졸), 3(고졸), 4(전문대졸), 5(대졸 이상)

〈1993년도〉

변수명	관측치수	평균	표준편차	최소값	최대값
금융자산 중 주식비중	2,329	0.06	0.19	0	1
주식보유여부	2,329	0.17	0.37	0	1
교육수준	2,329	3.27	1.22	1	5
가구주연령	2,329	40.79	10.95	20	85
금융자산규모	2,329	955.91	1,732.30	1	43,500
주택보유여부	2,329	0.51	0.50	0	1
임금소득	2,329	86.51	79.68	0	1,083
자영업소득	2,329	51.66	120.81	0	3,700
총소득	2,329	184.39	193.24	0	5,580
전체 가구 중 임금근로자가구 비중	2,329	0.66	0.47	0	1

〈1994년도〉

변수명	관측치수	평균	표준편차	최소값	최대값
금융자산 중 주식비중	2,086	0.05	0.17	0	1
주식보유여부	2,086	0.11	0.32	0	1
교육수준	2,086	3.22	1.21	1	5
가구주연령	2,086	41.85	11.02	22	85
금융자산규모	2,086	1,121.18	1,714.74	1	24,298
주택보유여부	2,086	0.55	0.50	0	1
임금소득	2,086	90.95	88.18	0	587
자영업소득	2,086	60.93	104.89	0	960
총소득	2,086	194.79	134.23	0	2050
전체 가구 중 임금근로자가구 비중	2,086	0.63	0.48	0	1

<1995년도>

변수명	관측치수	평균	표준편차	최소값	최대값
금융자산 중 주식비중	1,623	0.05	0.16	0	1
주식보유여부	1,623	0.15	0.36	0	1
교육수준	1,623	3.20	1.20	1	5
가구주연령	1,623	43.14	11.04	24	84
금융자산규모	1,623	1,498.72	1,985.30	3	23,787
주택보유여부	1,623	0.61	0.49	0	1
임금소득	1,623	102.28	102.44	0	900
자영업소득	1,623	74.27	118.56	0	750
총소득	1,623	223.67	170.27	0	3112
전체 가구 중 임금근로자가구 비중	1,623	0.63	0.48	0	1

<1996년도>

변수명	관측치수	평균	표준편차	최소값	최대값
금융자산 중 주식비중	1,602	0.04	0.15	0	1
주식보유여부	1,602	0.14	0.34	0	1
교육수준	1,602	3.16	1.20	1	5
가구주연령	1,602	43.98	11.06	23	86
금융자산규모	1,602	1,837.64	2,706.85	2	52,535
주택보유여부	1,602	0.61	0.49	0	1
임금소득	1,602	115.99	119.35	0	900
자영업소득	1,602	87.70	141.63	0	997
총소득	1,602	265.96	229.20	0	4,662
전체 가구 중 임금근로자가구 비중	1,602	0.61	0.49	0	1

〈1997년도〉

변수명	관측치수	평균	표준편차	최소값	최대값
금융자산 중 주식비중	1,456	0.04	0.14	0	1
주식보유여부	1,456	0.12	0.33	0	1
교육수준	1,456	3.18	1.21	1	5
가구주연령	1,456	45.22	11.10	26	87
금융자산규모	1,456	1,964.32	2,932.03	1	52,290
주택보유여부	1,456	0.63	0.48	0	1
임금소득	1,456	117.92	122.14	0	822
자영업소득	1,456	87.50	133.02	0	900
총소득	1,456	270.68	217.00	0	5,017
전체 가구 중 임금근로자가구 비중	1,456	0.59	0.49	0	1

〈1998년도〉

변수명	관측치수	평균	표준편차	최소값	최대값
금융자산 중 주식비중	1,206	0.03	0.14	0	1
주식보유여부	1,206	0.11	0.31	0	1
교육수준	1,206	3.12	1.20	1	5
가구주연령	1,206	46.61	11.13	28	89
금융자산규모	1,206	1,935.66	3,192.82	2	50,000
주택보유여부	1,206	0.69	0.46	0	1
임금소득	1,206	96.96	115.64	0	1,331
자영업소득	1,206	70.11	111.96	0	700
총소득	1,206	243.69	216.72	0	2,900
전체 가구 중 임금근로자가구 비중	1,206	0.54	0.50	0	1